

**LA ESTRUCTURA DE DEPENDENCIA DEL PRECIO DE LAS ACCIONES
EN LA IDENTIFICACIÓN DE GRUPOS ESTRATÉGICOS:
APLICACIÓN AL SECTOR BANCARIO ESPAÑOL**

J. Carlos Gómez, Joaquín Marhuenda y Francisco Más*

WP-EC 93-03

* Universidad de Alicante.

**Editor: Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Noviembre 1993.
ISBN: 84-482-0355-0
Depósito Legal: V-3989-1993
Impreso por KEY, S.A., Valencia.
Cardenal Benlloch, 69, 46021-Valencia.
Impreso en España.

**LA ESTRUCTURA DE DEPENDENCIA DEL PRECIO DE LAS ACCIONES
EN LA IDENTIFICACIÓN DE GRUPOS ESTRATÉGICOS:
APLICACIÓN AL SECTOR BANCARIO ESPAÑOL**

J. Carlos Gómez Sala, Joaquín Marhuenda y Francisco Más

RESUMEN

El objetivo de este trabajo consiste en identificar grupos estratégicos en una industria a partir de las cotizaciones bursátiles. La hipótesis de partida es que el comovimiento de los residuos de ciertas acciones, una vez eliminados en la rentabilidad los efectos del mercado y de la industria, delataría la existencia de dimensiones económicas compartidas y de respuestas comunes a ciertos fenómenos no sistemáticos que caracterizarían la pertenencia de determinadas empresas a un mismo grupo estratégico. La metodología utilizada consta básicamente de dos etapas. En la primera se utilizan los modelos factoriales de la teoría financiera en orden a obtener los residuos, y en la segunda se emplean técnicas estadísticas de agrupamiento para encontrar conjuntos de empresas cuyos residuos tienden a comportarse de forma similar a lo largo del tiempo. Como resultado de la aplicación de esta metodología al sector bancario español se identifican tres grupos estratégicos, y se prueba la relativa inestabilidad de la estratificación intraindustrial estimada en el período considerado.

ABSTRACT

The aim of this paper is to identify strategic groups in a sector using security prices as a starting point. The initial assumption is that the co-movement of certain common stocks price residuals, once the effects of the market and industry have been removed from the returns, show the existence of shared economic dimensions and common responses to certain specific phenomena which are inherent when firms belong to the same strategic group. The methodology that has been used has two basic stages. In the first one we use financial theory multi-index models in order to obtain the residual returns, and in the second stage statistical clustering techniques are used to find subclasses of firms with residuals behaving in a similar way through time. As a result, three strategic groups are identified in the Spanish banking industry, and the relative instability in the structure of groups is proved for the period considered.

1.- INTRODUCCIÓN.

Los cambios que en los últimos años viene experimentando el sistema bancario español, han aumentado el interés por analizar el comportamiento de las instituciones. Un buen número de estudios se han dedicado a examinar la posible existencia de bancos que compiten de forma similar, o siguen el mismo patrón de especialización. Las investigaciones realizadas hasta el momento ofrecen evidencias iniciales suficientes de la existencia de una estructura de grupos de entidades siguiendo estrategias semejantes, así como indicios de que se dan diferencias significativas en las rentabilidades medias obtenidas por tales grupos.

A estos resultados generales se ha llegado, básicamente, infiriendo la estrategia competitiva de las instituciones a partir de la información financiera contenida en sus estados contables. Los resultados particulares alcanzados son, sin embargo, en gran medida incomparables entre sí debido, sobre todo, a las grandes disparidades existentes en las variables utilizadas para hacer operativa la estrategia del negocio bancario.

Nuestro trabajo adopta un acercamiento diferente a la identificación de grupos estratégicos basado en la utilización de los precios de las acciones bancarias en los mercados de valores, en línea con las propuestas realizadas por Ryans y Wittink (1985) en la industria de transporte aéreo, y los planteamientos de Farrell (1974), en sus análisis sobre las consecuencias de ciertos efectos sistemáticos sobre la rentabilidad de las acciones en las bolsas de valores.

El propósito inicial de la investigación consiste esencialmente en examinar las posibilidades que esta metodología ofrece, en lo que a la formación de grupos estratégicos se refiere, en el contexto de los mercados de capitales españoles. Por tanto, se trata de una investigación sobre la hipótesis de heterogeneidad intra-industrial y el comportamiento competitivo de las empresas, que sólo por razones de conveniencia aborda el sector bancario de nuestro país y su evolución reciente.

Al objeto de completar este esquema teórico se ha creído conveniente proceder mediante la siguiente secuencia expositiva: en el segundo de los apartados se define el concepto de grupo estratégico de empresas. En el tercero se revisan las investigaciones empíricas realizadas al efecto tanto en España como en otros países. El apartado cuarto sirve para presentar y justificar la virtualidad de la metodología propuesta, identificando la muestra de empresas y los datos utilizados en la prueba empírica de la misma. A continuación, el

quinto apartado recoge la primera y segunda etapas de la investigación en la que se obtienen los residuos de la regresión de distintas versiones del modelo factorial de industria. La sexta sección cubre parte de la tercera etapa de análisis con la aplicación de los análisis cluster y factorial para identificar grupos estratégicos. Grupos cuya homogeneidad y estabilidad temporal es examinada en el apartado séptimo. Posteriormente, se analizan las elecciones estratégicas de las entidades tipificando los grupos. Por último, se discuten los resultados obtenidos y se extraen las conclusiones pertinentes.

2.- EL CONCEPTO DE GRUPO ESTRATÉGICO DE EMPRESAS.

El concepto de grupo estratégico hace referencia a conjuntos de empresas que utilizan estrategias similares para competir en una industria dada.

A nivel de industria la conducta relevante resulta de la estrategia de negocio; es decir, de aquellas decisiones a largo plazo, costosas y difíciles de cambiar, mediante las que las empresas intentan construir y mantener una ventaja competitiva sostenible frente a sus rivales. Una estrategia de negocio está formada por una serie de componentes mutuamente articulados. El problema fundamental surge a la hora de determinar cuales son esos componentes y cómo se especifican o hacen operativos. Cool y Schendel (1987), en una posición ampliamente admitida proponen que, sea cual sea el sector analizado, la estrategia debe incorporar como mínimo los denominados "compromisos de alcance y recursos", cuya concreción posterior dependerá de la industria analizada. El "compromiso de alcance" incluye las dimensiones segmento de mercado, gama de productos, y ámbito geográfico. El "compromiso de recursos" se refiere, a su vez, a la asignación de los mismos a las áreas funcionales más importantes para apoyar el posicionamiento producto-mercado seleccionado.

No obstante, el uso arbitrario de distintas variables de especificación dificulta notablemente, entre otras cosas, la investigación empírica sobre grupos.

El concepto de grupo estratégico plantea una serie de implicaciones sobre la interacción competitiva de las empresas y sus resultados, en la medida en que se ven

afectados por el número y distribución por tamaños de los grupos identificados, así como por la interdependencia y la distancia existente entre los mismos. Sin embargo, la consecuencia directa más importante del concepto se refiere a la dependencia mutua entre los miembros de un mismo grupo. Dado que las empresas que lo forman se apoyan en dimensiones o capacidades homogéneas, es muy posible que se vean afectadas por las mismas fuerzas de cambio, y que éstas les influyan de manera análoga. De la misma forma, dada su similaridad estructural, es bastante probable que los miembros de un mismo grupo reaccionen miméticamente ante las perturbaciones externas que les afecten.

El análisis de las respuestas de las instituciones financieras a las situaciones cambiantes de su entorno, se propone aquí como forma alternativa de identificación y formación de grupos estratégicos. La modelización de tales respuestas en el contexto de la teoría financiera puede permitir soslayar los problemas derivados de la selección de variables en la especificación de la estrategia.

3.- GRUPOS ESTRATÉGICOS EN LA INDUSTRIA BANCARIA: INVESTIGACIONES EMPÍRICAS PREVIAS.

Tanto en España como en otros países se han realizado diferentes intentos de identificar estructuras de grupo en la industria de servicios financieros y en los distintos segmentos de la misma. A nivel internacional destacan los trabajos realizados por Ramsler (1982), Hayes, Spence y Marks (1983), así como por Fombrun y Zajac (1987).

Ramsler (1982), utilizando una muestra de los cien mayores bancos del mundo en el año 1980, identificó seis posicionamientos estratégicos distintos aplicando directamente un análisis cluster a las cuatro variables seleccionadas: número total de oficinas, prestación de otros servicios no bancarios, número de países en los que la entidad tiene presencia operativa y tamaño, medido por activo total.

Por su parte, Hayes, Spence y Marks (1983), con datos de 1978, identificaron las características más importantes de la base de clientela de una muestra de 20 bancos de

inversión, y aislaron los atributos de las entidades que atraían a tipos particulares de clientes. Con un modelo logit generaron la probabilidad de que un cliente con ciertas características, decida establecer relaciones comerciales con un banco de perfil determinado. Los coeficientes de correlación entre los vectores de probabilidades así generados sirvieron de base para la agrupación de las entidades.

Desde otra perspectiva totalmente diferente Fombrun y Zajac (1987), complementaron la aproximación típica a los grupos estratégicos basada en variables de estructura, con las expectativas de la alta dirección acerca del entorno de la empresa. Como resultado obtuvieron cuatro grupos y demostraron que la posición ante el entorno resulta un predictor de la estrategia de negocio.

En el caso de las instituciones financieras españolas se han realizado distintos estudios empíricos, en los que se advierten acercamientos diferentes. Por un lado, están los teóricamente enmarcados en la economía industrial, preocupados por los aspectos relativos a los niveles de eficiencia sectorial, parsimoniosos en la selección de variables y que siguen una metodología directa en la formación de grupos, consistente en la aplicación del método cluster a las variables originales. Los trabajos de Gual y Vives (1990) en la banca, y de Gual y Hernández (1991) con Cajas de Ahorro, se encuadrarían en la misma.

De otro lado están los que toman como referencia la literatura de dirección estratégica, con una metodología caracterizada por la utilización de un elevado número de variables para obtener una especificación lo más completa posible de la estrategia de negocio de las entidades financieras. Los trabajos de Azofra y de la Fuente (1987), Azofra, de la Fuente, de Miguel, y Rodríguez (1990), así como Más y Gómez Sala (1993a, 1993b), estarían en esta línea. Esta posición metodológica condiciona las técnicas estadísticas utilizables, exigiendo primero el uso de procedimientos reductores de información como el análisis factorial, y la aplicación después, a las puntuaciones factoriales obtenidas, de alguno de los algoritmos disponibles en el método cluster para reunir a las entidades en grupos estratégicos.

Una tercera línea, claramente diferenciada, que tiene referencias comunes en ambos campos y evita la utilización de técnicas estadísticas de agrupamiento, ha sido sugerida por Espitia, Polo y Salas (1991). Utilizan el censo completo de las entidades de depósito articulando la estrategia de negocio en torno a tres dimensiones que concretan mediante clasificaciones basadas en la forma institucional (Banca Comercial, Banca Industrial y Cajas), en la cobertura espacial (nacional, regional y local), y en el Activo Total (muy grandes,

grandes, medianas, pequeñas y muy pequeñas). Denominan grupos estratégicos a las clasificaciones realizadas, a las que posteriormente tipifican con cinco indicadores de gestión, con el objetivo de constatar si existen o no diferencias entre los distintos grupos de entidades en términos de rentabilidad económica y financiera.

En resumen, los análisis realizados en el sector bancario español tendentes a la definición explícita de grupos estratégicos, difieren entre sí en el colectivo de entidades estudiadas, en los períodos de tiempo escogidos, en las dimensiones estratégicas seleccionadas, en las variables utilizadas y el sentido dado a las mismas, en las técnicas estadísticas aplicadas, y como resultado de todo ello, en el número de grupos definidos, su composición y tipificación. En consecuencia, es difícil de momento extraer consecuencias más allá de la mera existencia de varias orientaciones de negocio en sentido muy amplio. No obstante, todos los trabajos tienen en común la utilización preferente de variables medibles a partir de datos contables.

4.- METODOLOGÍA PROPUESTA, MUESTRA Y DATOS.

4.1.- Metodología.

Antes se expuso que una de las implicaciones más importantes del concepto de grupo estratégico se refiere a la posibilidad de que sus miembros se vean afectados por idénticas fuerzas de cambio, y respondan a las mismas de forma similar.

La teoría financiera ofrece el marco adecuado para formalizar esta situación en su conceptualización de la estructura de correlaciones entre las rentabilidades de los activos negociados en los mercados de capitales.

El modelo de industria propuesto por King (1966) predice que la razón fundamental por la que pueden moverse juntas las rentabilidades de las acciones, se debe a su respuesta

común a los fenómenos económicos recogidos en factores subyacentes representativos de los cambios del mercado y de la industria, expresados mediante índices. Con ello, postula que las rentabilidades de los activos están relacionadas fundamentalmente a través de dos factores que registran los eventos macroeconómicos que afectan a todas las empresas, y los efectos estructurales que afectan sólo a grupos de ellas, aunque con distinta intensidad.

El proceso de generación de rendimientos siguiente incorpora el "efecto industria" en la forma de índice del sector bancario:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iI}R_{It} + u_{it} \quad [1]$$

donde,

R_{it} = Rentabilidad de las acciones del banco i en el período t.

R_{Mt} = Rentabilidad del mercado en el período t.

R_{It} = Es la rentabilidad correspondiente al índice del sector bancario.

α_i = Es la parte de la rentabilidad de las acciones del banco i que es independiente del mercado y de la industria.

β_{iM} = Sensibilidad de la acción i a las variaciones en la rentabilidad del mercado. Se interpreta como un indicador de riesgo sistemático o no diversificable de la acción.

β_{iI} = Es el coeficiente de sensibilidad del rendimiento de la acción i, a las variaciones en la rentabilidad del índice representativo de la industria. Es un segundo factor de riesgo sistemático.

u_{it} = Perturbación aleatoria. Recoge la parte no anticipable de la rentabilidad específica de la acción del banco i en el período t.

Siguiendo otra vía en orden a detectar covariaciones, algunos autores proponen reunir las acciones de acuerdo a su tendencia a actuar parecidamente, en lugar de agruparlas mediante códigos sectoriales preestablecidos. Farrell (1974) planteó procedimientos para formar grupos homogéneos de empresas o "pseudoindustrias", definidos como conjuntos de acciones que tienden a variar juntas, aunque el mercado no se mueva o lo haga muy poco. El concepto lo concretó eliminando el efecto del mercado, examinando después la estructura de correlaciones entre los residuos.

En la misma línea, en nuestro trabajo tratamos de analizar los residuos del modelo [1] anterior, eliminando a la vez los efectos del mercado y la industria, clasificando después las acciones bancarias en grupos mediante un procedimiento heurístico en base a su tendencia a tener errores residuales similares y patrones temporales de comportamiento sistemático.

Se admite así que las empresas pueden estar interconectadas por una amplia variedad de razones (competitivas, relaciones de clientes/proveedores, etc.), por lo que no es estrictamente cierto que determinados eventos microeconómicos que afectan a una empresa no influyan a ninguna otra.

A partir de una muestra histórica de datos, la metodología seguida consta de las tres etapas siguientes:

1ª Etapa: En primer lugar, siguiendo el procedimiento de Cohen y Pogue (1967), se elimina la correlación existente entre los índices de mercado e industria del modelo [1] anterior, transformándolo en otro equivalente con índices ortogonales.

Para ello, se regresa el índice del sector bancario sobre el del mercado, siendo la ecuación de serie temporal a estimar, la siguiente:

$$R_{It} = \alpha_I + \beta_{IM}R_{Mt} + \xi_{It} \quad [2]$$

de forma que, el efecto industria a utilizar en [1], es el residuo de [2], que se puede interpretar como un índice de sector en el que se ha eliminado el efecto mercado.

A continuación, se aplican distintos tests para contrastar la existencia de cambio estructural en el modelo estimado. Si se demuestra la existencia de no estacionariedad, se aplicaran distintas especificaciones incluyendo variables ficticias al objeto de estabilizar el modelo. En su versión estabilizada completa se expresa de la forma siguiente:

$$R_{It} = \alpha_I + \alpha_{I2}T_{2t} + \dots + \alpha_{I12}T_{12t} + \beta_{IM}R_{Mt} + \beta_{IM2}T_{2t}R_{Mt} + \dots + \beta_{IM12}T_{12t}R_{Mt} + \xi_{It} \quad [3]$$

donde, $T_{st} = 1$ si t es un día del trimestre s , y $T_{st} = 0$, en caso contrario, para $s = 2, 3, \dots, 12$.

Los residuos obtenidos en la regresión de [3], una vez estabilizado el modelo, constituyen una adecuada estimación del efecto industria.

2ª Etapa: En la segunda etapa se modifica la ecuación [1] en la que R_{it} se sustituye por $\hat{\xi}_{it}$, los residuos estimados en la especificación concreta utilizada de la ecuación [3] anterior:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iI}\xi_{it} + u_{it} \quad [4]$$

Ecuación que se aplica posteriormente a cada uno de los bancos al objeto de estimar los parámetros correspondientes. De la misma forma que en la etapa anterior, el siguiente paso consiste en obtener la especificación adecuada del modelo para cada título, analizando la estabilidad de cada parámetro individual y conjuntamente.

El modelo estabilizado completo se expresa aquí de la forma siguiente,

$$\begin{aligned} R_{it} = & \alpha_i + \alpha_{i2}T_{2t} + \dots + \alpha_{iI2}T_{I2t} + \\ & + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iM2}T_{2t}R_{Mt} + \dots + \beta_{iMI2}T_{I2t}R_{Mt} + \\ & + \beta_{iI}\xi_{it} + \beta_{iI2}T_{2t}\xi_{it} + \dots + \beta_{iII2}T_{I2t}\xi_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad [5]$$

donde las variables "dummy" temporales se definen igual que en [3]. En el caso de los modelos restringidos se dan seis posibilidades distintas.

3ª Etapa: Neutralizados los efectos del mercado y de la industria, la tercera etapa consiste en separar las entidades en distintos subconjuntos en base a los coeficientes de correlación entre los residuos (rentabilidades ajustadas) obtenidos en la etapa anterior.

Para ello se aplica un análisis cluster como procedimiento estadístico que permite categorizar un conjunto de observaciones basadas en una o varias variables. Dada la información utilizada, se ha elegido el algoritmo de la distancia máxima, de naturaleza jerárquica y generador de grupos disjuntos.

No obstante, el método cluster tiene dos inconvenientes importantes: el primero se refiere a que no facilita reglas claras en orden a determinar el número óptimo de grupos en que dividir la muestra de entidades; la segunda es que no proporciona ninguna indicación acerca de la validez estadística de los grupos formados. Por ello, los resultados de este procedimiento se contrastan, en primer lugar, con los de un análisis factorial de tipo S, técnica que, en este caso, resume casos basados en un conjunto de observaciones de serie temporal. En segundo lugar, se analiza la matriz de correlaciones en orden a confirmar la existencia de diferencias significativas entre los bancos encuadrados en grupos diferentes. Por último, en esta etapa, para asegurar el carácter estructural y no aleatorio de los agrupamientos identificados, se examina la estabilidad de las clasificaciones realizadas con los procedimientos anteriores.

4.2.- Datos.

En este trabajo se utilizan datos de mercado en lugar de datos contables, debido a que estos últimos pueden resultar insuficientes en la medida en que no incorporan expectativas acerca de los beneficios futuros de los bancos, y pueden inducir a confusión por las deficiencias inherentes a su dependencia de distintos tipos de convenciones.

Prácticamente todas las investigaciones realizadas sobre grupos estratégicos se muestran partidarias de la utilización de los precios de mercado como base para su identificación. No obstante, con carácter general acaban utilizando indicadores contables debido al escaso número de empresas de cada sector que tienen sus títulos admitidos a cotización.

En nuestro país se han esgrimido también argumentos contrarios a la eficiencia del mercado de valores, aunque ambas críticas son evitables hoy. La primera porque la muestra de entidades cotizadas en el mercado continuo, aunque relativamente pequeña en número,

representa prácticamente el setenta y cinco por ciento del sistema bancario español, excluidas las Cajas de Ahorro y las Cooperativas de Crédito. La segunda porque son varias las pruebas empíricas que demuestran el comportamiento eficiente de nuestro mercado de capitales (Bergés, 1984), más aún desde que entró en funcionamiento el sistema continuo de contratación.

La muestra histórica de datos seleccionada corresponde a las rentabilidades diarias del período 1 de Enero de 1989 - 31 de Diciembre de 1991, de veintitrés de los bancos cotizados en el mercado continuo de la Bolsa de Madrid. La estimación de los coeficientes se realiza con las distintas versiones de serie temporal del modelo de industria antes expuestas, según los casos, donde $i=1,2, \dots, 23$, y $t=1,2,\dots,741$. Como variable subrogada de la verdadera rentabilidad del mercado se utiliza la correspondiente al Índice General de la Bolsa de Madrid, y como proxy de la rentabilidad de la industria, la relativa al índice del Sector Bancario en la misma Bolsa.

De los veintitrés bancos seleccionados, catorce son independientes y nueve son filiales de grupos bancarios cuya matriz forma parte de la muestra. No obstante, el análisis se realiza en todo momento a nivel de entidad individual y no de grupo bancario, aunque sea ésta última la unidad estratégica de decisión, tanto para el período completo como para cada uno de los doce subperíodos trimestrales que lo forman.

Atendiendo a las clasificaciones del Consejo Superior Bancario en la muestra predominan los bancos Nacionales, con un número de doce, seguidos de los Regionales con nueve. Dos entidades son consideradas de carácter Local. De la misma forma, veintiuno de ellos son Comerciales y sólo dos Industriales.

5.- ESTIMACIÓN DE LA RENTABILIDAD RESIDUAL DE LAS ACCIONES BANCARIAS.

En la primera etapa de la aplicación de la metodología propuesta, la alta correlación existente entre la rentabilidad del mercado, R_{Mt} , y la rentabilidad del sector bancario en el mercado de valores español, R_{It} , de 0,8891 para el período completo, sugiere un problema de multicolinealidad en el modelo [1], que podría hacer inadecuadas las estimaciones obtenidas con el mismo. Por ello, siguiendo el procedimiento planteado en el apartado anterior se han estimado, en primer lugar, los coeficientes del modelo [2], con el objetivo de eliminar del índice del sector bancario la parte de la rentabilidad debida al mercado.

Los resultados de la regresión son los siguientes:

$$\hat{\alpha}_I = - 0,0002194 (- 1,2425798)$$

$$\hat{\beta}_{IM} = 0,8937081 (52,816121)$$

$$R^2 = 0,790565$$

Los contrastes de estacionariedad de los parámetros estimados permiten comprobar que ambos son conjuntamente inestables con valores de la F de 2,98175 y 13,4622, para la constante y la pendiente, respectivamente.

Dada la situación, se introducen las variables ficticias necesarias para estabilizar el modelo según la ecuación [3]. El coeficiente de determinación del modelo estabilizado indica que el 83% de las variaciones en la rentabilidad de la industria bancaria vienen explicadas por los movimientos del conjunto del mercado. Los residuos del modelo se utilizan como rentabilidad ajustada del sector bancario, en la que se ha eliminado la influencia del índice general de la Bolsa.

En segundo lugar, se han estimado los coeficientes del modelo [4], para cada uno de los veintitrés bancos de la muestra, durante el período completo Enero 1989 - Diciembre 1991. Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 1. En todos los casos el test de significación del coeficiente beta del mercado permite rechazar la hipótesis nula, pudiéndose afirmar que existe relación entre R_i y R_M . Así mismo, más de la mitad de los coeficientes

CUADRO 1: ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS Y COEFICIENTES DE DETERMINACIÓN DEL MODELO DE INDUSTRIA ORTOGONALIZADO (1989-1991).

Modelo de Industria				M. Estabilizado	
	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_{iM}$	$\hat{\beta}_{iU}$	R ²	R ²
MODELO [4]					
$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iU}\xi_{It} + u_{it}$					
Bankinter	- 0,0001078 (-0,2277716)	1,1153664 (24,596696)	0,5790040 (5,2527669)	0,461545	0,461545
Banco Herrero	- 0,0005881 (-0,8914698)	0,5055606 (7,9956358)	0,4940911 (3,2146535)	0,091429	0,091429
B.de Valencia	0,0004554 (0,7257567)	1,2824454 (21,321309)	0,2335910 (1,5976380)	0,382505	0,382505
MODELO [5a]					
$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iM2}T_{2t}R_{Mt} + \dots + \beta_{iM12}T_{12t}R_{Mt} + \beta_{iU}\xi_{It} + \beta_{iU2}T_{2t}\xi_{It} + \dots + \beta_{iU12}T_{12t}\xi_{It} + u_{it}$					
Banesto	- 0,0003711 (-0,7853479)	1,4540407 (32,107903)	1,7822425 (16,190100)	0,636639	0,685195
B. Central	- 0,0001781 (-0,7536459)	0,3909365 (17,258708)	0,4673310 (8,4873875)	0,333874	0,422332
Banco Pastor	0,0005053 (0,9274297)	0,4702136 (9,0040446)	0,3659629 (2,8828818)	0,108032	0,164109
Banco Popular	0,0003716 (1,0605453)	0,8252802 (24,574609)	0,5978303 (7,3233610)	0,471174	0,513882
B. Zaragozano	- 0,0005198 (-0,8265550)	0,8721826 (14,469065)	0,2260394 (1,5426398)	0,222940	0,312119
MODELO [5b]					
$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iM2}T_{2t}R_{Mt} + \dots + \beta_{iM12}T_{12t}R_{Mt} + \beta_{iU}\xi_{It} + u_{it}$					
B. de Andalucía	0,0005933 (1,3852316)	0,6477398 (15,779469)	0,3525475 (3,5331076)	0,261612	0,356476
B. Atlántico	0,0000800 (0,1625895)	0,4137490 (8,7294186)	0,0919867 (0,7984001)	0,094301	0,135758
B. de Cto. Balear	0,0003978 (1,0828924)	0,1837945 (5,2202297)	0,2861983 (3,3440403)	0,049500	0,085398
B. de Fomento	0,0005828 (1,0752154)	0,7559339 (14,551205)	0,2780500 (2,2018380)	0,226890	0,284854
B. Guipuzcoano	0,0002432 (0,7492081)	0,1742088 (5,5981664)	0,0590073 (0,7800622)	0,041494	0,074392
B. de Progreso	- 0,0007837 (-2,9971378)	0,3077570 (12,279296)	- 0,0123258 (-0,2023158)	0,169688	0,215755

CUADRO 1 (cont.): ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS Y COEFICIENTES DE DETERMINACIÓN DEL MODELO DE INDUSTRIA ORTOGONALIZADO (1989-1991)

	Modelo de Industria			M. Estabilizado	
	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_{iM}$	$\hat{\beta}_{iI}$	R ²	R ²
MODELO [5c]					
$R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i2}T_{2t} + \dots + \alpha_{iI2}T_{I2t} + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iI}\xi_{It} + u_{it}$					
B.de Galicia	0,0001558 (0,5155109)	0,1965624 (6,7836509)	0,0493323 (0,7003932)	0,059284	0,092675
B.de Vasconia	0,0002106 (0,6424033)	0,2424009 (7,7145370)	0,1135708 (1,4869265)	0,077183	0,103261
MODELO [5d]					
$R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i2}T_{2t} + \dots + \alpha_{iI2}T_{I2t} + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iM2}T_{2t}R_{Mt} + \dots + \beta_{iMI2}T_{I2t}R_{Mt} + \beta_{iI}\xi_{It} + u_{it}$					
B. de Alicante	0,0002326 (1,6937705)	0,0593539 (4,5088400)	0,0483943 (1,5123650)	0,029735	0,109275
B. Hispano-A.	- 0,0001659 (-0,4613545)	0,9165577 (26,590655)	0,9146834 (10,916600)	0,528204	0,582710
MODELO [5]					
$R_{it} = \alpha_i + \alpha_{i2}T_{2t} + \dots + \alpha_{iI2}T_{I2t} + \beta_{iM}R_{Mt} + \beta_{iM2}T_{2t}R_{Mt} + \dots + \beta_{iMI2}T_{I2t}R_{Mt} + \beta_{iI}\xi_{It} + \beta_{iI2}T_{2t}\xi_{It} + \dots + \beta_{iII2}T_{I2t}\xi_{It} + u_{it}$					
B. Bilbao-Vizcaya	- 0,0003062 (-0,9679236)	1,1917446 (39,301367)	1,4028721 (19,032241)	0,720964	0,795385
B. de Castilla	0,00009618 (0,6275255)	0,0726828 (4,9472834)	0,0905722 (2,5361650)	0,040197	0,145711
Banco Exterior	0,0006874 (3,4770352)	0,1488720 (7,8562426)	0,1720232 (3,7345333)	0,092995	0,242714
B.de Santander	- 0,0005464 (-1,3828533)	0,9215209 (24,334353)	1,1443845 (12,431799)	0,502933	0,595856
B.de Vitoria	-0,0000438 (-0,0866478)	0,3484393 (7,1902470)	0,1062677 (0,9021222)	0,066430	0,157181

Fuente: Elaboración propia.

beta de la industria son estadísticamente significativos lo que evidencia las relaciones existentes entre R_i y R_I . Sin embargo, el intercepto no es significativamente distinto de cero en prácticamente todos los casos.

Atendiendo al coeficiente de determinación se comprueba que el mercado y la industria explican menos del diez por ciento de las variaciones de la rentabilidad de diez de los veintitrés bancos, no alcanza el treinta por ciento en otros cinco, se sitúa entre el treinta y el cincuenta en cuatro más, superando sólo cuatro la barrera del cincuenta por ciento.

En consecuencia, cobra sentido la hipótesis planteada dado que una parte muy importante de la rentabilidad de los bancos es independiente de los factores subyacentes modelizados: el mercado y la industria, viniendo recogida en los residuos del modelo.

Una cuestión importante adicional, dado que se desea analizar la estructura de la industria y su durabilidad temporal, se refiere a la estabilidad de los coeficientes del modelo. Para probarla se ha aplicado un test de estacionariedad a cada uno de los parámetros independientemente y el test conjunto de Chow, presentándose los resultados obtenidos en cada uno de los casos en el cuadro A.1 del Apéndice. Puntualmente, los contrastes individual y conjunto de estabilidad presentan ciertas contradicciones. En tales casos, el criterio aplicado ha consistido en elegir la especificación del modelo con la que se alcanza un R^2 mayor.

Sólo en los casos del Bankinter, Banco Herrero y Valencia, la constante y los coeficientes beta permanecen estables, obteniendo sus estimaciones mediante el modelo de industria [4].

La constante es estable en los bancos Banesto, Central, Pastor, Popular y Zaragozano, estimando los parámetros en la especificación del modelo restringido con el intercepto estacionario [5a], donde las variables ficticias asignadas al mismo tienen coeficientes con valor estimado nulo. Son estables conjuntamente la constante y el coeficiente de sensibilidad de la industria [5b], en los bancos de Andalucía, Atlántico, Crédito Balear, Fomento, Guipuzcoano, y Progreso. Estabilidad conjunta se da también entre los coeficientes de sensibilidad del factor mercado e industria [5c], en los casos del banco de Galicia y Vasconia.

El coeficiente de sensibilidad de la industria es estacionario en los bancos de Alicante e Hispano-Americano, y se especifica su proceso de generación de rentabilidad mediante el modelo de tercera restricción [5d]. Por otra parte, el modelo completo no restringido [5], se

aplica en el BBV, Castilla, Exterior, Santander, y Vitoria.

Excepto en los citados Bankinter, Herrero y Valencia, mejora la capacidad explicativa del modelo, dada por su coeficiente de determinación, como se puede comprobar en la cuarta y quinta columnas del cuadro 1, correspondientes a la ecuación [4], y a la especificación concreta del modelo estabilizado [5] utilizada en cada entidad, respectivamente.

Una vez estimados los coeficientes se eliminan de las variaciones en la rentabilidad de cada título la parte sistemática debida al mercado y a la industria, así como aquella parte esperada que es independiente de tales efectos, recogida en el término constante, obteniendo así los residuos, o rentabilidad ajustada diaria. Con ello se construye una matriz de residuos para cada uno de los doce trimestres y otra para el período completo. Ahora bien, los activos se moverán juntos por causas distintas a los dos factores subyacentes considerados si los residuos están correlacionados, no en caso contrario. Para probar este extremo se aplicó el test de Bartlett que, para el período completo, dio un valor de $\chi^2_{253} = 1.616,1012$. En consecuencia, las correlaciones entre los residuos son significativamente distintas de cero, por lo que cabe suponer que existirán factores más allá del mercado y la industria que incidan en el comovimiento de los activos bancarios. El paso siguiente consistirá, en consecuencia, en asignar a grupos estratégicos aquellas acciones cuyos residuos tiendan a moverse conjuntamente.

6.- IDENTIFICACIÓN DE GRUPOS ESTRATÉGICOS.

En la etapa de identificación de grupos estratégicos se han utilizado dos técnicas estadísticas alternativas: el análisis cluster y un análisis factorial de tipo S.

En primer lugar se ha aplicado el método cluster a las matriz de correlaciones entre los residuos del modelo de industria. Por la medida utilizada, (coeficientes de correlación), el algoritmo de la distancia máxima resulta aconsejable para la formación de los clusters. Según este método, cuando se forma un nuevo grupo se hace máxima la distancia entre cualquier elemento del mismo y la de cualquier miembro de otro cluster. La figura A.1 del

Apéndice, muestra la asignación jerárquica de los bancos a clases disjuntas que este algoritmo realiza, hasta reunirlos a todos en un sólo grupo.

Alternativamente, la estructura de la industria bancaria española se ha analizado mediante la aplicación de un análisis factorial de tipo S, que permite agrupar casos en situaciones donde las mediciones se refieren a una sola variable. En nuestro caso, para agrupar acciones bancarias a partir de los movimientos en el precio de los valores. Concretamente, se aplicó un análisis de componentes principales a los datos, utilizando el criterio de Cattell para determinar el número de factores a retener. En el periodo completo se conservan los tres primeros factores, dado que los demás contribuyen muy poco a la explicación de la varianza.

Las ponderaciones o saturaciones factoriales de cada uno de los veintitrés bancos en el horizonte considerado de tres años, aparecen dibujadas en la figura A.2 del Apéndice. En la misma, se observan las ponderaciones positivas y mayoritariamente importantes respecto del factor 1, y alternadas de signo respecto al factor 3, del conjunto de bancos regionales y locales, concentrados en la parte derecha del eje horizontal. Los grandes bancos tienden a situarse alrededor del eje vertical con ponderaciones mayoritariamente importantes, aunque de distinto signo, en el factor 3. De la misma forma se aprecian similitudes en un importante grupo de bancos con características innovadoras y tamaño mediano o grande que se concentran en torno al origen de coordenadas del gráfico con puntuaciones muy pequeñas respecto a los dos factores considerados.

La solución de tres grupos en el análisis cluster parece la más adecuada a la luz del elevado grado de coincidencia, cifrado en el 61 %, que presenta con los datos contenidos en la matriz factorial rotada recogida en el cuadro A.2 del Apéndice que figura al final del trabajo. Por claridad expositiva se han eliminado en la misma los valores inferiores a 0,10, y se han ordenado los bancos de mayor a menor ponderación en el factor correspondiente (las ponderaciones aquí se podrían interpretar como índices de correlación entre los factores y los casos). A efectos puramente ilustrativos, en la figura A.2 se han rodeado con una línea continua envolvente las entidades clasificadas en cada uno de los tres grupos generados.

El Grupo I lo forman siete entidades, los bancos de Alicante, Atlántico, BBV, Castilla, Galicia, Vasconia, y Zaragozano. El Grupo II, está constituido por cuatro bancos: Exterior, Pastor, Santander, y Vitoria, en tanto que doce son los miembros del Grupo III: Andalucía, Banesto, Bankinter, Central, Crédito Balear, Fomento, Guipuzcoano, Herrero, Hispano, Popular, Progreso, y Valencia.

En principio, la solución adoptada parece confirmar la escasa virtualidad, e incluso arbitrariedad, de las clasificaciones realizadas en base a variables escogidas a priori. En este sentido, los grupos aglutinan a los bancos sin atender criterios preestablecidos como su cobertura nacional, regional o local, su naturaleza comercial o industrial, su carácter dependiente o independiente, e incluso su tamaño.

7.- HOMOGENEIDAD Y ESTABILIDAD DE LOS GRUPOS IDENTIFICADOS.

Además de los métodos anteriormente empleados, la investigación sobre la existencia de los tres grupos estratégicos en el sector, se complementa con el análisis directo de la matriz de correlaciones entre las rentabilidades ajustadas de las acciones. El agrupamiento obtenido proporcionará una explicación adecuada de las varianzas residuales si las correlaciones de la matriz siguen el patrón de comportamiento esperado. Es decir, si ordenados por grupos los elementos de la matriz, los coeficientes intragrupo en las submatrices de la diagonal principal toman valores altos, en relación a los extra-grupo de fuera de la diagonal principal, que deben tomar valores inferiores.

La matriz contiene 253 coeficientes de correlación diferentes. De ellos 93 en las submatrices de la diagonal principal, divididos de la siguiente forma: 21 corresponden al Grupo I, 6 al Grupo II, y 66 al Grupo III. Los 160 coeficientes restantes se refieren a dependencia entre miembros de grupos diferentes. Atendiendo al signo del coeficiente como forma de precisar mejor el grado de correlación intra-grupo y extra-grupo, se ha tabulado el número de coeficientes de correlación positivos y negativos en y entre elementos de las submatrices. Los resultados aparecen en el cuadro 2.

En el mismo se aprecia el predominio de los coeficientes de correlación positivos en las matrices intra-grupo, con porcentajes del 90,4% en el Grupo I, 100% en el Grupo II, y 59% en el Grupo III. En el total intragrupo el 68,8% de los coeficientes de correlación son positivos y el 31% negativos. Extra-grupo, sin embargo, sólo el 52,5% de los coeficientes tienen signo positivo.

CUADRO 2: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN INTRA Y EXTRAGRUPO

Signo	Grupo I		Grupo II		Grupo III		Intragrupo		Extragrupo	
	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-
Grupo I	19(90,4)	2(9,6)	18(64,3)	10(35,7)	43(51,2)	41(48,8)	19(90,4)	2(9,6)	61(54,6)	51(45,5)
Grupo II			6(100,0)	0(0,0)	23(47,9)	25(52,1)	6(100,0)	0(0,0)	23(47,9)	25(52,1)
Grupo III					39(59,0)	27(41,0)	39(59,0)	27(41,0)	-	-
Total							64(68,8)	29(31,2)	84(52,5)	76(47,5)
Fuente: Elaboración Propia.										

El test de significación estadística, por otra parte, demuestra que todos los Grupos presentan un número de coeficientes de correlación positivos superior al necesario para rechazar la hipótesis nula a un nivel de confianza del 99%. Concretamente en el Grupo I, el 21% de los coeficientes positivos son significativamente distintos de cero, el 50% del Grupo II, y el 10,2% del Grupo III. Sin embargo, fuera de la diagonal principal sólo el 10% de los coeficientes son significativamente positivos. Paralelamente, se ha comprobado que el número de coeficientes significativamente positivos en cada grupo es mayor del que se podría haber obtenido aleatoriamente.

El hecho de que las comparaciones en las submatrices de cada grupo demuestren el predominio de los coeficientes positivos, y el mayor número de coeficientes significativamente positivos de los que cabría esperar por puro azar, indica que las rentabilidades ajustadas de los bancos en cada grupo están altamente correlacionadas. Al mismo tiempo, el elevado número de coeficientes de correlación negativos, y el escaso número de coeficientes significativamente positivos extragrupo, indican el bajo grado de dependencia entre entidades pertenecientes a distintos grupos. Por tanto, de la inspección directa de la matriz de correlaciones se puede concluir que la relación entre bancos de un mismo segmento se puede atribuir a variables o factores de grupo, y la no dependencia extragrupo a su variedad.

Por otra parte, al objeto de probar si la estructura de grupos identificada es un hallazgo casual o por el contrario se trata de un fenómeno estructural, se han formado grupos estratégicos en cada uno de los distintos trimestres, utilizando el criterio establecido para el período completo en orden a determinar el número de clusters.

Los resultados obtenidos demuestran una cierta inestabilidad temporal, dada por el bajo grado de coincidencia de las instituciones en un mismo grupo según el resumen que aparece en el cuadro 3. Por ejemplo, si se toman como referencia los agrupamientos del período completo, en el Grupo III repiten siete veces Central con Guipuzcoano y Crédito Balear con Andalucía. Seis veces coinciden Popular y Bankinter, concurriendo este último cinco veces con Crédito Balear.

Las repeticiones son menos frecuentes en el Grupo II donde el banco de Vitoria concuerda seis veces con Exterior y Pastor. El Grupo I presenta aun menos estabilidad en su composición, dándose los mayores niveles de coincidencia entre Galicia y Vasconia, seguidos de Alicante con BBV y Zaragozano, así como entre Galicia y Castilla.

**CUADRO 3: NÚMERO DE VECES QUE LOS BANCOS COINCIDEN EN EL MISMO GRUPO ESTRATÉGICO
EN LOS DOCE TRIMESTRES (1989-91)**

	ALIC	AND	BAN	BANK	ATL	BBV	CAST	CBAL	FOM	GAL	GUI	HERR	HIS	POP	PRO	SAN	VAL	VASC	CENT	EXT	PAS	VIT	ZAR
ALICANTE	1																						
ANDALUCI	2	4																					
BANESTO	3	2																					
BANKINTE	4	1	3	2																			
ATLANTIC	5	3	2	3	3																		
BBV	6	5	2	1	1	4																	
CASTILLA	7	1	4	4	4	2	2																
CTBALEAR	8	4	7	1	3	2	1	1															
FOMENTO	9	3	4	3	0	1	5																
GALICIA	10	2	5	1	4	2	4	4	3														
GUIPUZCO	11	4	2	5	3	2	1	5	2	3													
HERRERO	12	3	2	4	4	3	1	2	5	1	2												
HISPANO	13	1	3	3	4	4	4	3	3	5	3												
POPULAR	14	0	3	2	6	2	0	5	3	3	1	4											
PROGRESO	15	5	4	3	2	2	6	3	2	4	3	4	3										
SANTANDE	16	5	3	0	2	3	2	1	1	2	2	1	0	1	1								
VALENCIA	17	2	3	4	3	4	2	1	1	2	2	1	5	2	3	3							
VASCONIA	18	2	4	2	2	3	5	4	5	6	2	3	4	3	2	2	0						
CENTRAL	19	2	2	4	4	2	1	4	4	4	7	2	3	4	2	1	3	5					
EXTERIOR	20	5	2	2	4	3	3	2	5	4	5	2	3	3	6	3	2	2	3				
PASTOR	21	3	3	3	0	5	2	4	3	2	3	1	5	2	1	3	1	4	1	4			
VITORIA	22	2	2	5	3	3	0	3	1	2	5	2	3	3	2	3	3	4	2	6	6		
ZARAGOZA	23	5	3	3	2	4	2	3	1	0	2	5	1	2	2	1	2	4	2	0	4	1	

Fuente: Elaboración Propia.

Al computar las coincidencias trimestralmente se advierte que éstas son mayores en el primer año y que tienden a decrecer a medida que pasa el tiempo.

Por otra parte, la inestabilidad podría implicar no sólo la existencia de posibles cambios de especialización o estrategia con los consiguientes reposicionamientos, sino también la presencia de barreras de movilidad que no representan obstáculos insuperables. El análisis pormenorizado de la forma en que éstos se han producido, sin embargo, está fuera de los objetivos planteados por este estudio.

En consecuencia se puede afirmar que existen grupos estratégicos en el sector bancario español, y que su composición es relativamente inestable en el tiempo.

8.- TIPIFICACIÓN DE LOS GRUPOS ESTRATÉGICOS DE BANCOS.

La información procedente del mercado acerca de la conducta de los precios de las acciones bancarias, ha permitido clasificar las entidades en subconjuntos homogéneos cuyas rentabilidades ajustadas se mueven parecidamente. En este apartado, se complementa la información anterior con la procedente de los estados financieros, en orden a corroborar si los distintos grupos practican efectivamente orientaciones de negocio diferentes, avaladas por una serie de ratios indicativos de las decisiones en áreas de especialización, o elecciones estratégicas, realizadas por la dirección de las entidades.

En esta sección se trata de determinar, por tanto, en torno a qué dimensiones estratégicas tienden a agruparse los bancos. Para identificar la estrategia que distingue a un grupo de otro se ha seguido un procedimiento similar al diseñado por Amel y Rhoades (1988). En primer lugar, se han obtenido los estados financieros agregados de cada uno de los tres grupos estratégicos. En segundo lugar, se han escogido once ratios de activo y pasivo, similares a los propuestos por Gual y Vives (1990), y Espitia, Polo y Salas (1991), como indicadores de especialización. Tercero, se ha calculado el valor anual de cada ratio y su valor medio en el período completo. Los indicadores de activo y pasivo, así como sus valores medios, se recogen en el cuadro 4. En cuarto lugar se ha computado para el conjunto

del sector el valor medio de los indicadores en el mismo periodo. Finalmente, se han comparado los ratios de cada grupo con el promedio de la industria de manera que, se afirma que un grupo estratégico se especializa en una determinada dimensión, cuando el valor del ratio que la especifica es un 5 % superior al coeficiente medio de la industria. Con el valor un 5 % inferior se puede afirmar que el grupo intenta evitar la dimensión en cuestión, lo que se podría interpretar como que se requiere una experiencia de la que las entidades del grupo podrían carecer.

Los ratios utilizados permiten comprobar que los inversores en el mercado distinguen y valoran en gran medida el desarrollo de orientaciones de negocio diferentes por parte de las entidades de depósito. No obstante, ninguno de los grupos estratégicos estimados responde en puridad a las grandes categorías de negocio bancario: comercial versus industrial, mayorista o minorista, banca de inversión, etc. En general, se trata de posicionamientos producto-mercado mixtos, aunque suficientemente diferenciados según los indicadores empleados, como para ser apreciados diferencialmente por los mercados de capitales.

Así el Grupo I está formado por siete entidades comerciales, de las que tres son de ámbito nacional, dos regional y una local. Tres de ellas son independientes, siendo las cuatro restantes filiales de otra institución (tres del Popular y una del Exterior). Se caracteriza básicamente, por tener un activo conservador con un elevado peso de la inversión en tesorería, y la escasa importancia de otros créditos y créditos con garantía real, así como la fuerte ponderación de los intermediarios financieros y otras cuentas como forma de obtención de recursos en el pasivo. Con la red de oficinas más pequeña, es el grupo de instituciones que más se aproxima al modelo de banca mayorista.

El Grupo II está integrado por cuatro bancos comerciales, de los que uno es filial de Banesto. Dos de ellos, además, se clasifican como nacionales y otros dos son de ámbito local. Tiene una red de oficinas de tamaño medio. En el activo destaca el elevado peso de la inversión en otros créditos y la mínima participación de los créditos con garantía real. En el pasivo, la relativamente elevada importancia de la rúbrica de cuentas corrientes, unida a la de intermediarios financieros. Tiene la segunda red de sucursales más extensa, y el mayor tamaño por oficina del conjunto de los grupos, medido tanto por el activo total como por los depósitos por sucursal. Se puede decir que son las entidades cuya práctica se acerca más a la banca de tipo universal.

CUADRO 4: TIPIFICACIÓN DE LOS GRUPOS ESTRATÉGICOS MEDIANTE INDICADORES DE GESTIÓN (valores porcentuales medios, 1989-91).

	Grupos		
	I	II	III
Oficinas	428	538	671
INDICADORES DE ACTIVO:			
T/IF	42,4	39,4	36,9
CGR/IF	5,6	3,7	7,3
CC/IF	11,0	10,8	11,4
OC/IF	25,0	29,3	28,1
CV/IF	11,0	10,8	11,1
AT/O	2.697	3.175	1.966
INDICADORES DE PASIVO:			
I/PT	22,7	24,1	15,7
CC/RA	22,9	30,0	21,9
CA+DP/RA	33,2	23,6	40,0
OC/RA	17,8	14,4	17,0
DSP/O	1.470	1.599	1.175

Fuente: Elaboración propia a partir del Anuario Estadístico de la Banca Privada del C.S.B.

Nota: T/IF= Tesorería/Inversiones Financieras, CGR/IF=Créditos con Garantía Real/I.F., C.C./IF = Crédito Comercial/I.F., ; OC/IF = Otros Créditos/Inv. Financ.; Cartera de Valores/I.F.; AT/O=Activo Total/Nº Oficinas; I/PT= Intermediarios Financieros/Pasivo Total; CC/RA=Cuentas Corrientes/Recursos Ajenos; CA+DP/RA = Cuentas a Ahorro + Depósitos a plazo/Rec.Aj.; OC/RA = Otras Cuentas/R.A.; DSP/O = Depósitos del Sector Privado/Nº Oficinas.

El Grupo III está formado por un total de doce entidades, dos de ellas clasificadas como industriales, de las que siete son nacionales y cinco regionales. Ocho son independientes y cuatro filiales de otros bancos. Es el grupo con la red más extensa y el de menor tamaño por oficina. Se caracteriza por el mayor peso relativo de los créditos con garantía real y el crédito comercial en el activo, así como por la obtención de fondos mediante depósitos a plazo en el pasivo, con un recurso mínimo al mercado interbancario. Reúne, en gran medida, características asimilables a la práctica bancaria de corte minorista.

Por tanto, la evidencia de este trabajo muestra que las entidades españolas no realizan elecciones estratégicas simples, en términos dicotómicos de minorista versus mayorista, etc., sino elecciones complejas que resultan en carteras combinadas de áreas de especialización. De la misma forma confirma la escasa virtualidad de las clasificaciones realizadas en base a variables escogidas a priori, como se mencionó anteriormente.

9.- CONCLUSIONES.

La implicación de que los grupos estratégicos están formados por conjuntos de entidades que podrían verse afectadas de manera similar por los mismos cambios del entorno, y responder a tales alteraciones de forma parecida, ha permitido identificar grupos estratégicos en el sector bancario español así como probar la relativa inestabilidad de la estructura de grupos estimada.

La metodología empleada toma como base la teoría de carteras de la economía financiera, en la premisa de que los mercados de valores son eficientes, y de que los precios de las acciones bancarias reflejan mejor la estrategia de negocio de las entidades que la estructura de sus balances. El modelo de comportamiento propuesto considera que las variaciones de precio de las acciones bancarias dependen fundamentalmente de los cambios económicos registrados en los factores de mercado e industria, representados por el índice de la bolsa y sectorial de la banca, respectivamente. La existencia de correlaciones positivas entre las rentabilidades residuales de los distintos bancos, una vez neutralizados estos efectos sistemáticos, se ha tomado como un indicio de que los precios fluctúan conjuntamente debido a otras razones distintas del mercado y la industria, entre las que se encontrarían fundamentalmente características económicas compartidas por las entidades y generadoras del efecto grupo.

La aplicación posterior de técnicas estadísticas de agrupamiento ha permitido identificar tres grupos estratégicos distintos, caracterizados por la tendencia en los precios de las acciones de sus miembros a variar conjuntamente. La utilización complementaria de indicadores de gestión ha servido para evidenciar que, entre los grupos formados, existen diferencias apreciables en lo que a posicionamiento producto-mercado se refiere.

En consecuencia, la metodología utilizada demuestra ser particularmente útil a la hora de analizar la estructura competitiva de la industria y su evolución, evitando además algunos de los problemas inherentes en las empleadas hasta el momento en orden a formar grupos estratégicos en el sector bancario español.

APÉNDICE.-

CUADRO A.1.: TEST DE ESTABILIDAD DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO DE INDUSTRIA [4]

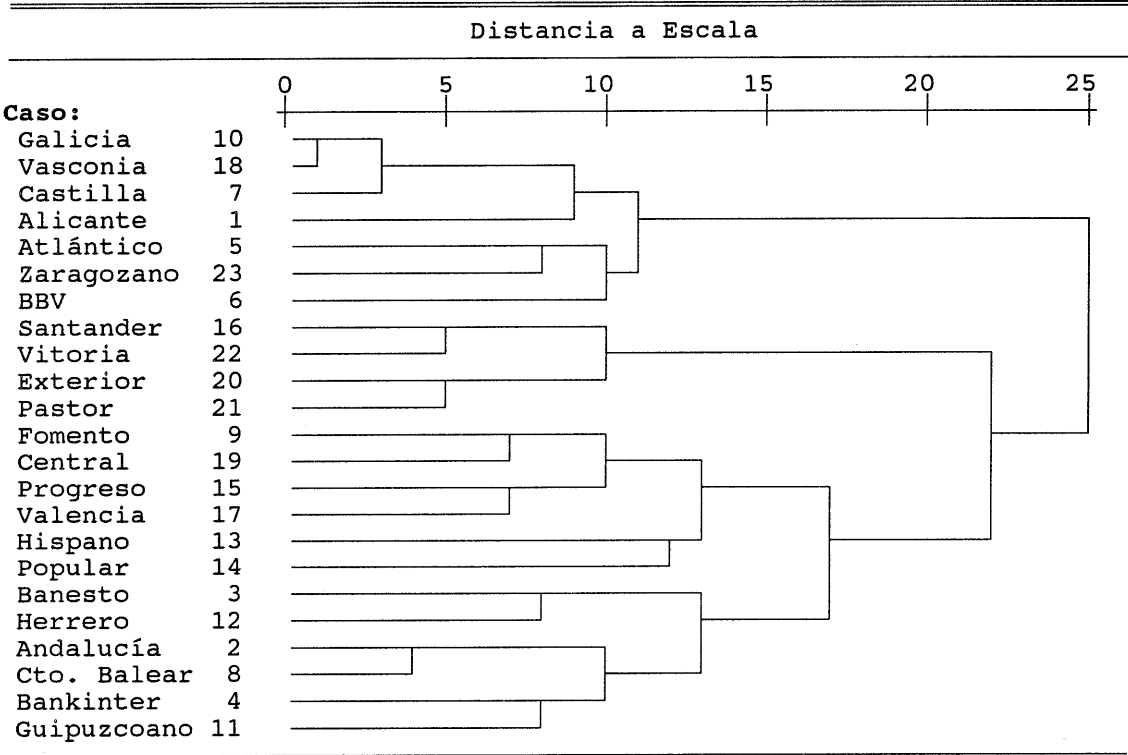
	α_i	β_{iM}	β_{iI}	$\alpha_i\beta_{iM}$	$\alpha_i\beta_{iI}$	$\beta_{iM}\beta_{iI}$	Test de Chow
BANCO DE ALICANTE							
F	2,20884	4,41682	0,87112	2,90048	1,53998	2,64397	2,01329
Probabilidad	0,01260	0,00000	0,56870	0,00000	0,05450	0,00010	0,00080
BANCO DE ANDALUCIA							
F	1,47749	9,99048	0,77658	5,62881	1,12703	5,38353	4,38637
Probabilidad	0,13490	0,00000	0,66380	0,00000	0,31100	0,00000	0,00000
BANCO ATLANTICO							
F	0,41882	3,18343	1,54958	1,79383	0,98420	2,36651	1,84136
Probabilidad	0,94810	0,00030	0,10940	0,01430	0,48230	0,00040	0,00310
BANCO BILBAO VIZCAYA							
F	2,25824	17,09130	4,39581	9,45726	3,32702	10,74350	7,87471
Probabilidad	0,01050	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
BANCO DE CASTILLA							
F	4,05954	1,92193	2,37888	2,76851	3,21921	2,15040	2,55502
Probabilidad	0,00000	0,03380	0,00680	0,00000	0,00000	0,00170	0,00000
BANCO CENTRAL							
F	1,70297	7,69094	2,46791	4,65504	2,08544	5,07942	3,96684
Probabilidad	0,06850	0,00000	0,00490	0,00000	0,00260	0,00000	0,23340
BANCO DE CREDITO BALEAR							
F	0,35829	2,45102	0,73826	1,45844	0,54828	1,59464	1,17394
Probabilidad	0,97120	0,00502	0,70200	0,08050	0,95470	0,04140	0,00000
BANESTO							
F	1,17564	7,42785	3,18955	4,02644	2,18260	5,30870	3,66668
Probabilidad	0,30020	0,00000	0,00030	0,00000	0,00140	0,00000	0,00000
BANCO EXTERIOR							
F	2,16907	5,29937	4,50749	4,08175	3,33828	4,90343	5,27725
Probabilidad	0,01450	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
BANCO DE FOMENTO							
F	0,53296	5,15206	1,02585	2,92702	0,77940	3,08895	2,23816
Probabilidad	0,88150	0,00000	0,42120	0,00000	0,75330	0,00000	0,00010
BANKINTER							
F	0,61783	1,27972	0,92229	0,90566	0,77006	1,10101	0,96726
Probabilidad	0,81450	0,23150	0,51810	0,58770	0,76460	0,29560	0,52180
BANCO DE GALICIA							
F	2,56851	1,77431	1,04486	2,11836	1,80669	1,40959	1,39821
Probabilidad	0,00340	0,05470	0,40450	0,00210	0,01330	0,10080	0,07010

CUADRO A.1. (cont.): TEST DE ESTABILIDAD DEL MODELO DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO DE INDUSTRIA

	α_i	β_{IM}	β_{II}	$\alpha_i\beta_{IM}$	$\alpha_i\beta_{II}$	$\beta_{IM}\beta_{II}$	Test de Chow
BANCO GUIPUZCOANO							
F	1,26390	2,35575	1,64996	1,82270	1,45678	2,00270	1,76645
Probabilidad	0,24110	0,00740	0,08090	0,01220	0,08120	0,00430	0,00550
BANCO HERRERO							
F	0,16685	0,96901	1,80030	0,57095	0,98358	1,38466	0,96407
Probabilidad	0,99900	0,47330	0,05030	0,94310	0,48310	0,11270	0,52690
BANCO HISPANO-AMERICANO							
F	2,15592	6,77268	1,18281	4,26304	1,66936	3,97774	3,18514
Probabilidad	0,01510	0,00000	0,29500	0,00000	0,02820	0,00000	0,00000
BANCO PASTOR							
F	0,61460	2,17657	2,27350	1,34097	1,44405	2,22503	1,70798
Probabilidad	0,81730	0,01410	0,01000	0,13630	0,08610	0,00110	0,00860
BANCO POPULAR							
F	1,06041	2,96187	2,41916	2,18261	1,73978	2,69051	2,34756
Probabilidad	0,39110	0,00070	0,00590	0,00140	0,01930	0,00000	0,00000
BANCO DE PROGRESO							
F	1,33377	4,29728	1,36506	2,62854	1,43942	2,83117	2,35369
Probabilidad	0,20090	0,00000	0,18470	0,00010	0,13140	0,00000	0,00000
BANCO DE SANTANDER							
F	1,67657	10,63710	1,76616	6,48496	1,72136	6,20163	4,67301
Probabilidad	0,07440	0,00000	0,05610	0,00000	0,02130	0,00000	0,00000
BANCO DE VALENCIA							
F	0,45723	1,21199	1,13784	0,88228	0,79754	1,17491	1,07399
Probabilidad	0,92900	0,27470	0,32830	0,61940	0,73080	0,26290	0,35930
BANCO DE VASCONIA							
F	2,10039	1,62524	1,18973	1,78545	1,64506	1,40749	1,63030
Probabilidad	0,01840	0,08710	0,29010	0,01500	0,03200	0,08000	0,01520
BANCO DE VITORIA							
F	2,27809	1,97530	2,78149	2,05978	2,52979	2,37839	2,17092
Probabilidad	0,00980	0,02820	0,00150	0,00300	0,00010	0,00040	0,00020
BANCO ZARAGOZANO							
F	1,25076	6,38860	2,41486	3,65349	1,83281	4,10173	3,24414
Probabilidad	0,24930	0,00000	0,00600	0,00000	0,01150	0,00000	0,00000

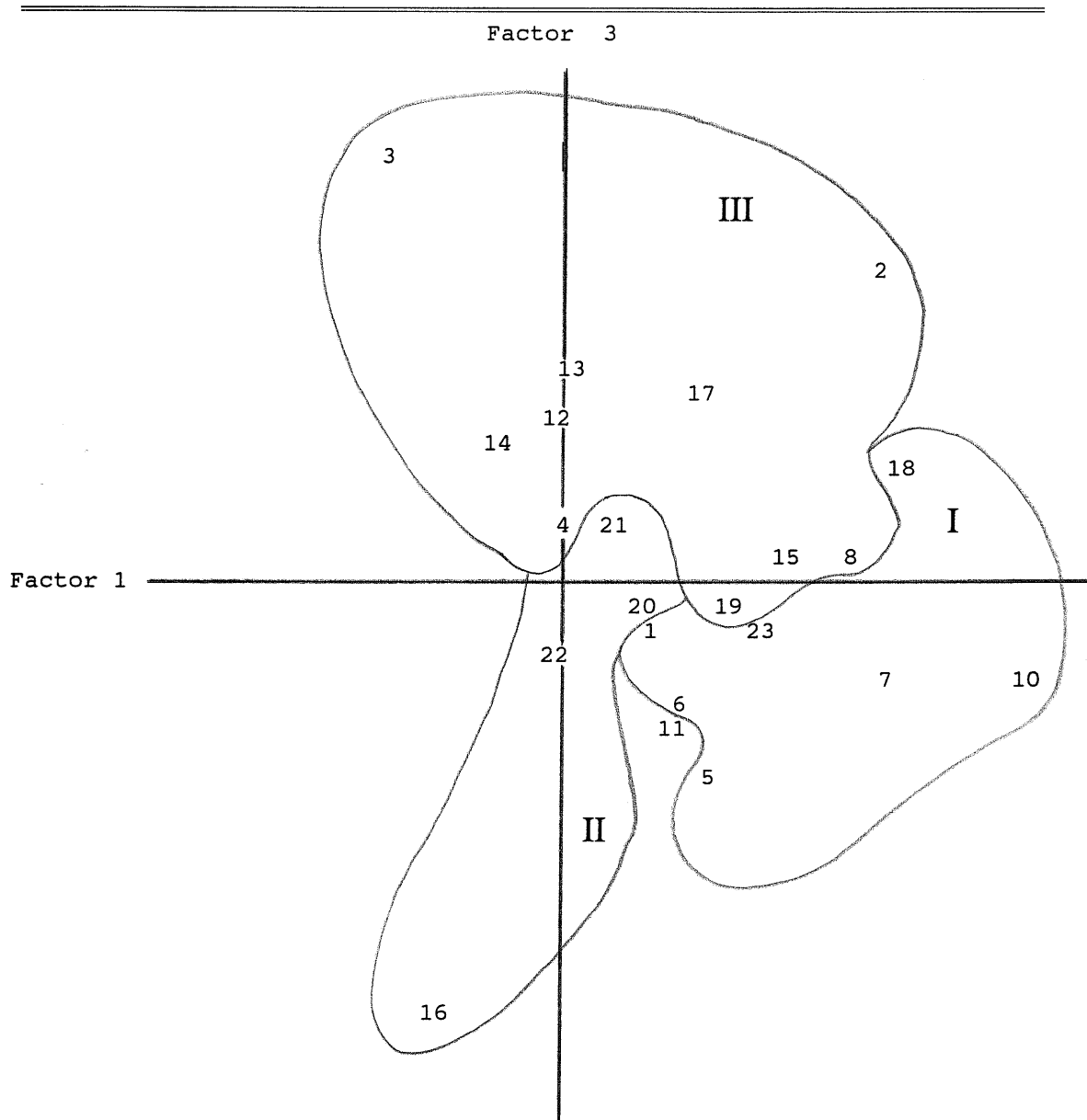
Fuente: Elaboración Propia.

FIGURA A.1.: DENDOGRAMA DEL MÉTODO CLUSTER DE LA DISTANCIA MÁXIMA



Fuente: Elaboración Propia.

FIGURA A.2.: PONDERACIONES DE LOS BANCOS EN LOS FACTORES 1 Y 3, PERIODO COMPLETO (1989-1991).



Símbolo	Coordenadas		Etiqueta	Símbolo	Coordenadas		Etiqueta
1	0,0145	-0,037	Alicante	13	0,017	0,306	Hispano
2	0,438	0,452	Andalucía	14	-0,064	0,204	Popular
3	-0,216	0,618	Banesto	15	0,317	0,015	Progreso
4	0,010	0,090	Bankinter	16	-0,160	-0,661	Santander
5	0,201	-0,286	Atlántico	17	0,204	0,250	Valencia
6	0,175	-0,160	BBV	18	0,494	0,133	Vasconia
7	0,446	-0,144	Castilla	19	0,246	-0,000	Central
8	0,404	0,035	Cto.Balear	20	0,118	0,005	Exterior
9	0,277	-0,039	Fomento	21	0,071	0,053	Pastor
10	0,646	-0,120	Galicia	22	0,007	-0,106	Vitoria
11	0,189	-0,223	Guipuzcoano	23	0,273	-0,066	Zaragoza
12	-0,002	0,225	Herrero				

Fuente: Elaboración Propia.

CUADRO A.2.: MATRIZ FACTORIAL ROTADA

	FACTOR 1	FACTOR 2	FACTOR 3
Galicia	0,64587		
Vasconia	0,49390		
Castilla	0,44650		
CtBalear	0,40426		
Progreso	0,31748		
Fomento	0,27675		
Zaragozano	0,27324		
Central	0,24594		
Alicante	0,14521		
BBV		-0,76987	
Vitoria		0,45268	
Pastor		0,42064	
Guipuzcoano		0,29171	
Exterior		0,25365	
Bankinter		0,22079	
Santander		0,49209	-0,66100
Banesto		0,28768	0,61802
Andalucía	0,43786		0,45241
Hispano			0,30636
Atlántico			-0,28597
Valencia			0,25024
Herrero			0,22544
Popular			0,20424

Fuente: Elaboración Propia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.-

- AMEL, D. y RHOADES, S. (1988): "Strategic groups in Banking", *The Review of Economics and Statistics*, 685-689.
- AZOFRA, V. y DE LA FUENTE, J. (1987): "El comportamiento estratégico de la banca española durante el periodo 1975-1985: Una aproximación", *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, 2, 35-54.
- AZOFRA, V., DE LA FUENTE, J., DE MIGUEL, A. y RODRIGUEZ J. (1990): "Cambios en la estrategia competitiva de la banca española durante los ochenta", *Información Comercial Española*, Julio, 103-118.
- BERGES, A. (1984): *El mercado de español de capitales en un contexto internacional*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- COHEN, K. y POGUE, J. (1967): "An empirical evaluation of alternative portfolio-selection models", *Journal of Business*, 40, 2, April, 166-193.
- COOL, K. y SCHENDEL, D. (1987): "Strategic group formation and performance: the case of the U.S. Pharmaceutical Industry, 1963-82", *Management Science*, 33 (9), 1102-24.
- ESPITIA, M., POLO, Y. y SALAS V. (1991): "Grupos estratégicos en el sector bancario español", *Información Comercial Española*, 690, 189-212.
- FARRELL, J.L. (1974): "Analyzing covariation of returns to determine homogeneous stocks groupings", *Journal of Business*, 47, 2, April, 186-207.
- FOMBRUN, C. y ZAJAC, E. (1987): "Structural and perceptual influences on intraindustry stratificación": *Academy of Management Journal*, 30(1), 33-50.
- GUAL, J. y HERNANDEZ, A. (1991): "Costes operativos, tamaño y especialización en las Cajas de Ahorro españolas", *Investigaciones Económicas*, XV, 3, 701-726.
- GUAL, J. y VIVES X. (1990): *Ensayos sobre el sector bancario español*, Colección Estudios nº9, FEDEA, Madrid.

- HAYES, S., SPENCE, A. y MARKS D.** (1983): *Competition in the investment banking industry*, Harvard University Press, Cambridge.
- KING, B.** (1966): "Market and industry factors in stock price behavior", *Journal of Business*, 39, January, 139-140.
- MAS, F. y GOMEZ SALA, J.C.** (1993a): "Identificación de grupos estratégicos en las Cajas de Ahorros Españolas", *Revista Europea de Economía y Dirección de Empresas*, 3, Enero-Marzo.
- MAS, F. y GOMEZ SALA, J.C.** (1993b): "Análisis de la competencia en las Cajas de Ahorro españolas", *Revista ESIC-Market*, 79, Enero-Marzo, 143-169.
- RAMSLER, M.** (1982): *Strategic groups and foreign market entry in global banking competition*, Doctoral Thesis, Harvard University.
- RYANS, A. y WITTINK, D.** (1985): "Security returns as a basis for estimating the competitive structure in an industry", en Thomas H. y Gardner D.(ed.), *Strategic Marketing and Management*, Wiley and Sons.

DOCUMENTOS PUBLICADOS

- WP-EC 90-01 "Los determinantes de la evolución de la productividad en España"
M. Mas, F. Pérez. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-02 "Mecanización y sustitución de factores productivos en la Agricultura Valenciana"
A. Picazo, E. Reig. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-03 "Productivity in the service sector"
H. Fest. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-04 "Aplicación de los modelos de elección discreta al análisis de la adopción de innovaciones tecnológicas. El caso del sector azulejero"
E.J. Miravete. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-05 "Rentabilidad y eficiencia del mercado de acciones español"
A. Peiró. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-06 "La coordinación de políticas fiscales en el marco de una unión económica y monetaria"
J.E. Bosca, V. Orts. Diciembre 1990.
- WP-EC 91-01 "Medición de la segregación ocupacional en España: 1964-1988"
M. Sánchez. Mayo 1991.
- WP-EC 91-02 "Capital Adequacy in the New Europe"
E.P.M. Gardener. Mayo 1991.
- WP-EC 91-03 "Determinantes de la renta de los hogares de la Comunidad Valenciana. Una aproximación empírica."
M.L. Molto, C. Peraita, M. Sánchez, E. Uriel. Mayo 1991.
- WP-EC 91-04 "Un Modelo para la Determinación de Centros Comerciales en España".
A. Peiró, E. Uriel. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-05 "Exchange Rate Dynamics. Cointegration and Error Correction Mechanism".
M.A. Camarero. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-06 "Aplicación de una Versión Generalizada del Lema de Shephard con Datos de Panel al Sistema Bancario Español".
R. Doménech. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-07 "Necesidades, Dotaciones y Deficits en las Comunidades Autónomas"
B. Cabrer, M. Mas, A. Sancho. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-08 "Un Análisis del Racionamiento de Crédito de Equilibrio"
J. Quesada. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-09 "Cooperación entre Gobiernos para la Recaudación de Impuestos Compartidos"
G. Olcina, F. Pérez. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-10 "El impacto del Cambio Tecnológico en el Sistema Bancario: El Cajero Automático"
J. Maudos. Diciembre 1991.

- WP-EC 91-11 "El Reparto del Fondo de Compensación Interterritorial entre las Comunidades Autónomas"
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-12 "Sobre la Distribución Justa de un Pastel y su Aplicación al Problema de la Financiación de las Comunidades Autónomas"
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 92-01 "Asignaciones Igualitarias y Eficientes en Presencia de Externalidades"
C. Herrero, A. Villar. Abril 1992.
- WP-EC 92-02 "Estructura del Consumo Alimentario y Desarrollo Economico"
E. Reig. Abril 1992.
- WP-EC 92-03 "Preferencias de Gasto Reveladas por las CC.AA."
M. Mas, F. Pérez. Mayo 1992.
- WP-EC 92-04 "Valoración de Títulos con Riesgo: Hacia un Enfoque Alternativo"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Junio 1992.
- WP-EC 92-05 "Infraestructura y Crecimiento Económico: El Caso de las Comunidades Autónomas"
A. Cutanda, J. Paricio. Junio 1992.
- WP-EC 92-06 "Evolución y Estrategia: Teoría de Juegos con Agentes Limitados y un Contexto Cambiante"
F. Vega Redondo. Junio 1992.
- WP-EC 92-07 "La Medición del Bienestar mediante Indicadores de 'Renta Real': Caracterización de un Índice de Bienestar Tipo Theil"
J.M. Tomás, A. Villar. Julio 1992.
- WP-EC 92-08 "Corresponsabilización Fiscal de Dos Niveles de Gobierno: Relaciones Principal-Agente"
G. Olcina, F. Pérez. Julio 1992.
- WP-EC 92-09 "Labour Market and International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Julio 1992.
- WP-EC 92-10 "Un Análisis Microeconómico de la Demanda de Turismo en España"
J.M. Pérez, A. Sancho. Julio 1992.
- WP-EC 92-11 "Solución de Pérdidas Proporcionales para el Problema de Negociación Bipersonal"
M.C. Marco. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-12 "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-13 "Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales"
A. Gallego, J.C. Gómez, J. Marhuenda. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-14 "Economic Integration and Monetary Union in Europe or the Importance of Being Earnest: A Target-Zone Approach"
E. Alberola. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-15 "Utilidad Expandida y Algunas Modalidades de Seguro"
R. Sirvent, J. Tomás. Diciembre 1992.

- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.

